

研究論文

貪腐容忍的性別差異

陶宏麟* 邱于恆**

摘要

本文利用 2009 年「國際社會調查研究計畫」，發現女性較男性不能容忍成功要靠貪腐。在控制目前就業狀況、職業、所得，男性都較女性更容忍貪腐。失業、低職業地位或低所得者都較傾向認為成功是靠貪腐而來，這樣的心態又以男性較為嚴重。雖然失業的女性相較於有工作的女性更容忍貪腐，但男性失業所增加的貪腐容忍幅度更大。男性在縱向職業間的差異（高階職務與低階體力工）較女性同樣職業間的變化，有更明顯的貪腐容忍改變。所得與女性如何看待成功與貪腐無顯著相關，但低所得男性較高所得男性更容忍貪腐。憂鬱文獻顯示男性的憂鬱多來自成就問題，本文則發現世俗成就低的男性較容易有「認為成功是靠貪腐而來」的酸葡萄心態。若提高女性的工作地位，仍然是女性較同工作地位的男性更不能容忍貪腐。本文的政策涵義是，不論兩性對貪腐容忍的差異是來自先天或後天，提高女性執法與從政比例，可期待貪腐的降低。

關鍵詞：貪腐、性別、工作、職業、成功

-
- * 通訊作者，東吳大學經濟系教授。臺北市（100）貴陽街一段 56 號東吳大學經濟系，電話：(02)23111531 分機 3669，電子郵件：hltao@scu.edu.tw。
- ** 邱于恆，東吳大學經濟系碩士。

Sexual Difference on Corruption Tolerance

Hung-Lin Tao*, Yu-Heng Chiou**

ABSTRACT

Using ISSP 2009, this study finds that, compared to men, women are more intolerant toward corruption. This conclusion holds even after controlling for work status, occupation, and income. Respondents with bad current work status (unemployment), low occupational status, and low income tend to be more tolerant of corruption, particularly for men. Although unemployment makes women more tolerant of corruption, it makes men much more tolerant of corruption. The difference in the degree of tolerance toward corruption between the highest and the lowest occupational statuses is greater for men than for women. Income is irrelevant to how women perceive the relation between success and corruption, but low income leads men to believe that to succeed one must be corrupt. Depression literature shows that the main sources of men's depression are related to achievement and employment, while our study demonstrates that men with low achievement are more likely to perceive success with a sour-grapes view. Enhancing women's working status does not change their degree of tolerance toward corruption. Therefore, no matter whether the tolerance difference between the sexes is from nature or nurture, increasing women's participation in politics and law enforcement is expected to reduce corruption.

Keywords: corruption, sex, work, occupation, success

* Corresponding author. Professor, Economics Department, Soochow University.

** Master degree, Economics Department, Soochow University.

一、緒論

非洲國家予人的印象常是落後、貪腐，甚至暴力與屠殺，東非小國盧安達（Rwanda）在二十年前也不例外，國內胡圖族與圖西族長期嚴重對立，終於在 1994 年暴發世界近代史上規模最大的種族屠殺，三個月的時間估計有 50 至 100 萬人被有計畫地殘殺，占全國人口的 20%。根據世界銀行資料，1994 年盧安達的每人生產毛額約 126 美元，二十年後的今天為 697 美元，超過原來的五倍。盧安達在種族屠殺後，如果沒有安定的政治，經濟難以穩定發展。盧安達愛國陣線（Rwandan Patriotic Front）在 1994 年取得政權後，有計畫地提高女性參政，如成立性別部（Ministry of Gender）、聘任女性擔任重要的政治與司法公職、組織從地區至省級的女性議會、制定國家議會女性議員保障名額（Burnet 2008），這樣的措施使盧安達至今在政治上有一項獨步全球的特色，2016 年該國的女性議員占 63%，高居世界首位，即使兩性平等表現最優異的北歐國家也沒有如此高的比例。屠殺前的 1990 年，女性議員僅占盧安達議員的 17%。2003 年選舉後，盧安達的內閣閣員有三之二是女性，總統也強調性別平等是社會經濟永續發展的關鍵（Debusscher and Ansoms 2013）。這種女性從政比例高，而政治清明的景象也讓學者兼外交官（Swanee Hunt）直呼：讓女性執政（let women rule）（Hunt 2007）。事實上，已有國家，如墨西哥與智利為了降低交警員的貪腐，刻意雇用女性警員執法（Kahn 2013; Jones 2000）。究竟提高女性的從政或執法比例是否會降低貪腐，文獻至今仍在辯論。以下本文先回顧正反面意見，接著說明本文的研究目的與政策涵義。

首先，在正面意見上，Dollar et al. (2001) 與 Swamy et al. (2001) 是引發性別與政治清明間關係一路至今文獻討論的始祖。Dollar et al. (2001) 利用 International Country Risk Guide 中的貪腐指數為被解釋變數，跨國分析顯示議會中女性比例越高，貪腐程度越低，即使在瞭解議會性別比例與貪腐不必然有因果關係下，他們的結論還是建議提高女性議員比例，不但可提升兩性平等，更可減少貪腐。Swamy et al. (2001) 分別利用個體與總體資料分析，採用世界價值觀調查 (World Value Surveys) 1980 與 1990-1991 年的個體資料，發現女性較男性反對以不誠實行為讓自己受益。他們也使用喬治亞共和國調查企業的賄賂資料，發現男性企業主或男性高階主管較女性更可能行賄官方。在總體資料上，他們採用兩個貪腐指數，透明國際 (Transparency International) 的 Corruption Perceptions Index 與 Kaufmann et al. (1999) 建置的 Graft Index，發現女性議員比例、女性內閣比例、女性勞參率，以及這三個變數所建置的女性影響指數都是女性比例越高，貪腐程度越低，作者也因此建議提高女性在這些方面的參與，可降低貪腐。近來的學者，如 Watson and Moreland (2014) 也支持女性代表比例與貪腐下降有關。Torgler and Valev (2010) 利用世界價值觀調查與歐洲價值觀調查 (European Value Survey) 分析，發現女性在貪腐與逃漏稅態度上比男性保守，Alm and Torgler (2006) 也有同樣的發現。Ones and Viswesvaran (1998) 利用超過 70 萬筆的工作申請人誠實測驗資料分析，發現女性顯著較男性誠實。在實驗方面的研究，Frank and Schulze (2000) 與 Rivas (2013) 都發現男性較易貪腐。Dreber and Johannesson (2008) 的實驗發現男性更可能為獲利而欺騙。最近期的實驗研究 Fišar et al. (2016) 也顯示男性較女性更可能提供賄賂。

在反面意見上，Sung (2003) 質疑性別與政治清明並無因果關係，

而是自由民主制度提升了平等、公平及任人唯才 (meritocracy)，因而創造了女性在政商界的出頭，所以女性議員比例高是政治清明的果，而非因。Sung (2003) 在貪腐迴歸中加入三個民主制度指標：法律制度 (rule of law)、媒體自由、民主選舉，使得原本顯著的女性比例不顯著，說明真正影響的是民主制度，並非性別。Branisa et al. (2013) 也主張性別不平等的社會制度會有較高的貪腐，而 Branisa and Ziegler (2011) 有類似的結論，他們認為在女性為弱勢的社會，即使朝向民主的政治改革與增加女性在政經的代表比例仍不足以降低貪腐。Debski and Jetter (2015) 質疑貪腐與女性的關係，在控制各國無法觀察因素 (利用固定效果) 後，其間的關係明顯減弱，且其間的關係主要來自非洲國家。Debski et al. (2016) 則認為在控制文化因素 (權力距離 power distance 與男性化 masculinity) 後，¹ 女性代表比例與貪腐相關性消失，因此他們認為真正影響貪腐的非女性代表比例，而是文化因素。Schwindt-Bayer (2016) 分析拉丁美洲國家情況，並不支持女性議員比例高，貪腐較少的論點。

Alatas et al. (2009) 在澳洲、印度、新加坡、印尼四個國家從事的實驗顯示，只有澳洲的女性較男性不能容忍貪腐。雖然這是實驗研究，但結果與非實驗的研究結論一致，例如 Vijayalakshmi (2008) 利用實際印度議員面訪資料，並未發現性別在貪腐態度上有別；Bowman and Gilligan (2008) 用澳洲調查的問卷，發現女性較男性顯著地不能容忍貪腐。Alatas et al. (2009) 認為文化是造成男女是否顯現差

1 所謂權力距離是指社會上人們對權力的接受程度，高權力距離指高低權力之間界限分明，階級觀念根深蒂固，對權力的高階級須絕對尊重與服從；在低權力距離社會，階級觀念較低，人與人之間的權力與階級間的關係較弱。男性化指社會偏好男性價值的程度，如成就、英雄主義、獨斷與物質報酬的成功 (Hofstede 2001: 297)。

異的原因。例如女性的角色因文化而異，在父權社會，女性對社會議題的認知常透過男性的眼光，致使對貪腐的容忍兩性無差別。這種東西方男女對貪腐容忍的差異也被 Esarey and Chirillo (2013) 與 Esarey and Schwindt-Bayer (2017) 的分析所解釋，因為女性比較風險驅避，當貪腐有較高機率被懲罰時，女性對貪腐的態度會較保守 (Armantier and Boly 2008)，因此男女有了差異；但當貪腐沒有風險，男女貪腐態度則無差別 (Schulze and Frank 2003)。Esarey and Chirillo (2013) 與 Esarey and Schwindt-Bayer (2017) 所說的懲罰，不僅是司法體制，更包括議員涉及貪腐其政治生涯可能結束的懲罰。另外，相較於男性，女性政治家在民主社會常被用較高的道德標準來檢視。這些原因使女性在民主社會相較於專制社會對貪腐態度更為保守。所以提高女性從政或執法比例是否會讓政治清明，因時因地而異。

不過，Chaudhuri (2012) 整理回顧了以實驗方式進行的兩性接受貪腐的差異，他在結論最後回答了一開始即問的問題：「提高女性在公部門服務的比例，會降低貪腐嗎？」，他回答說：「我可給個謹慎的是」(a cautious yes)。他解釋他所整理的所有實驗研究顯示，不是女性貪腐態度較保守，就是兩性間無差異，但從沒有研究顯示女性較男性在貪腐態度上更容忍，然而他也承認目前的證據大多來自西方的工業化富裕國家。他繼續說，增加女性在公部門的比例，必然提升兩性平等，雖然不必然降低貪腐，但至少不會使貪腐惡化。

本文擬先探討女性是否較男性更無法容忍貪腐，如果是女性較無法容忍貪腐，接著將討論工作環境（如是否外出工作、職位與所得）是否能解釋男女對貪腐態度的差異。在後天上，工作環境是兩性間面臨環境差異最明顯的部分之一，例如某些女性全職家管，面臨的環境遠較工作者單純，這種後天工作環境的差異可能是造成兩性對貪腐態

度不同的重要因素。如果男女容忍貪腐的差異只是來自工作差異，提高女性的從政或執法比例對降低貪腐並無幫助，這是因為女性一旦也占據男性的職位，貪腐也將伴隨而至。這就如同 Goetz (2007) 的觀點，她認為男女面臨的工作環境不同，女性被刻意排除於男性掌控的貪腐網絡，當更多女性工作，建立自己的網絡，且許多女性占據更高層位置，女性在貪腐態度上也許就與男性相當。Torgler and Valev (2010) 在研究貪腐與逃漏稅態度時也指出，造成男女守法態度差異的其中一項因素可能是男女工作投入的深度不同。

文獻雖然點出工作環境可能造成男女對貪腐態度差異的原因，但至今並未有研究專門討論工作是否與性別對貪腐態度差異有關。如果對貪腐態度的差異非源自工作環境，則男女對貪腐容忍的差異或許就無法排除與先天有關，因此提高女性的從政或執法比例對政治清明可能就會有幫助，雖然文化因素可能強化或減弱女性對政治清明影響的效果。當然，男女對貪腐容忍差異不受工作環境影響，不代表兩者的差異必定來自先天。女性較無法容忍貪腐，或較誠實，有幾種可能的解釋。女性比較風險驅避或膽小 (Dohmen et al. 2011; Charness and Gneezy 2012; Pawlowski et al. 2008)，所以不敢貪腐；因女性是養育小孩的主力，若需教導小孩誠實，自己總須誠實；肢體上女性較男性柔弱，因此更需要法律保護，所以自己當然需要先守法；相較於男孩，女孩在被教養過程中會更被要求遵守規範，自然也就更守法 (Swamy et al. 2001)。與許多哺乳動物一樣，雄性在求偶上較女性激進許多，如果先天上雄性不被賦予更勇敢冒險的特質，在繁殖競爭上會屈於劣勢；雌性在繁殖負責懷胎與養育，如果過度激進冒險，不利此物種的繁衍 (Baker and Maner 2008)。這裡包含先天與後天性別差異，後天可能強化或減弱先天的差異。

本文採用 2009 年 ISSP (International Social Survey Program, 國際社會調查研究計畫) 的社會不平等 IV (social inequality IV) 問卷資料做為研究對象,² 探究兩性對貪腐容忍的差異, 以及工作、職位與所得是否是造成兩性差異的原因。研究結果所具的政策意義是, 如果兩性無差異, 當然也就沒有提高女性的從政或執法比例的議題存在; 如果女性較男性更不能容忍貪腐, 但差異係來自工作差異, 提高女性的從政或執法比例, 等於是消弭兩性工作差異, 在降低貪腐上最終也不會有功; 最後, 如果女性較不能容忍貪腐並非因工作差異, 提高女性的從政或執法比例較能確保降低貪腐的目的。不過, 如果兩性間的差異是來自其他後天因素, 長期來說, 一旦這項後天因素消失, 提高女性的從政或執法比例對降低貪腐的功能也將消失。例如兩性在成長過程所受到的教養不同, 社會對男女的態度與期望不同, 造成兩性如何看待貪腐也不同。如果社會真的能消弭男孩與女孩教養方式的差異, 兩性看待貪腐的觀點一致, 提高女性的從政或執法比例當然也就無助益, 只是這種已千百年定型的社會文化, 恐怕不是短期間可看到改變的。換言之, 只要男女對貪腐的容忍不同, 且非來自後天的工作環境, 提升女性的從政或執法比例就可期待貪腐的降低。也因此, 探究工作環境差異是否造成兩性貪腐容忍的差異有其重要意義。

本文第二節介紹資料與變數, 並呈現初步的資料整理; 第三節介紹研究方法; 第四節為結果討論; 第五節為結論。

2 ISSP (2009) 之資料取自其網頁 <http://w.issp.org/about-issp/>。

二、資料來源與敘述統計

（一）資料來源

ISSP 於 1984 年由德國、美國、英國與澳洲發起，之後有越來越多國家加入，臺灣也於 2001 年加入，目前有五十三個國家在同步進行，但不必然這五十三個國家都參與每年的計畫。歷屆主題涵蓋了政府作用、社會網絡、社會不平等、家庭及性別角色變遷、工作傾向、宗教、國家認同、環境、公民權、休閒時間與體育及健康等，部分研究項目爲了掌握其變動，隔幾年會更新內容重複進行調查，調查結果最終交由德國的萊布尼茲社會科學研究所（GESIS）統一進行資料歸檔、數據及文件的整合與發布。

本文樣本取自於該計畫 2009 年側重「社會不平等現象」進行調查之問卷結果（Social Inequality IV）。問卷是以面訪（CAPI）或郵寄問卷兩種形式來執行，內容包含性別、年齡、婚姻狀況、教育年限、最高學歷、目前的就業狀況、職業類別、爲私人或公共部門工作或自營、所得收入、宗教信仰、社會不平等議題之偏好程度等問題。調查對象以當時四十五個成員國爲範圍，但最後可使用資料的國家有三十四國（參見表 2）。資料共包含 334 個變數及 53,155 筆樣本資料，刪除資料遺漏或不符問卷設計之觀察值後，不採用所得的樣本數爲 44,538 筆，採用所得樣本數爲 31,587 筆。

（二）變數說明

本文最關鍵的問卷問題爲：「你是否認同要成功必須貪腐？」（Do you agree or disagree to get all the way to the top, you have to be cor-

rupt?)，答項由數字 1 至 5 所表示，把貪腐認同分成非常同意、同意、不同意也不反對、反對、非常反對。本文爲了在分析時方便解讀，將原始資料轉換爲非常反對 (0)、反對 (1)、中立 (2)、認同 (3)、非常認同 (4)，所以數值越高，代表越認同成功需要靠貪腐。後文所稱的「貪腐容忍」係指認同成功需要靠貪腐。回答這項問題時，受訪者除了直接表達對貪腐與成功的關係外，可能亦反映受訪者自己的世俗成就所投射對具有世俗成就者的感受，如果人們有酸葡萄心理，工作職務越低，也是世俗上越不成功者，越主觀認爲成功是靠貪腐而來。

本文有兩個工作相關變數，目前就業狀況 (current employment status) 與職業類別。前項在問卷分十類細項：全職、兼職、計時、爲家族工作、失業、學生、退休、家管、終生殘疾和其他非勞動力，由於學生與家管也可能兼職，本文再利用問卷中另一問題「爲私人或公共部門工作或自營」(working for private or public sector or self employed) (本文稱爲誰工作變數) 辨識其是否有工作，若其回答有爲誰工作，就視這些學生與家管有在兼職工作。如此，我們將全職、兼職、計時、爲家族工作、有爲誰工作的學生與家管歸爲目前有工作，以及無工作家管 (後文稱家管)、無工作學生 (後文稱學生)、失業、退休、其他 (終生殘疾和非勞動力)，也就是目前就業狀況分爲六類：有工作、家管、學生、失業、退休、其他。

在職業類別上，本文依據原始問卷之四分位職業代碼分爲十種職業類型，將完全沒有工作過另成一類，共計十一大類，分別爲未曾工作過；軍職；民意代表及公司主管、經理人；專業人員；技術人員及助理專業人員；行政文書；服務人員；農牧漁林技術員；技術工；機械設備操作員；體力工。須特別說明的是，問卷中的職業問項要求填

寫目前工作的職業，若目前沒有工作，則填寫最近一次工作的職業，換言之，只要現在與過去工作過的受訪者都會填寫職業。相對於目前就業狀況，職業這個變項捕捉的是「只要有工作過」。也因此，本文以目前工作與只要有工作過兩個工作層次來看工作與如何看待成功與貪腐的關係。前者觀察目前有沒有工作是否與人們如何看待貪腐與成功有關，後者則探討曾進入職場，經社會歷練的人，較完全沒有工作經歷的人對貪腐與成功間關係認知的差異，以及在不同職場環境下的工作者，是否對貪腐與成功間關係有不同的認知。原始問卷匯集了三十三個國家受訪者的薪資調查資料（不含俄羅斯），本文依各國所得之中位數，將薪資所得分為大於中位數和低於中位數的高所得與低所得兩個類別。

教育程度在原始問卷將分為非正規教育、基本教育、高於基本教育、中等教育、高於中等教育、高等教育六類。本文將非正規教育、基本教育和高於基本教育合併為低教育程度，將中等教育和高於中等教育合併為中等教育程度，將教育程度重新歸類為低教育程度、中等教育程度、高教育程度三類。問卷將婚姻狀況分為單身、已婚、離婚、喪偶、分居，本文將分居歸類到已婚，婚姻狀況分為單身、已婚、離婚、喪偶。原始問卷將宗教信仰分成無信仰、天主教、新教、東正教、猶太教、回教、佛教、印度教及其他九個類別，本文將其簡化為沒信仰與有信仰。表 1 整理本文使用的變數與它們的歸類，各類別占的百分比在括號數值內，反對成功要靠貪腐的多於同意的；已婚比例最高；中教育（國中、高中職）最多；目前有工作占 56%，失業有 8%；職業最多人數的為體力工；高低所得大略各一半；有信仰遠高於無信仰比例。貪腐容忍在世代上很可能會不同，也可能因年齡的成長、因人生的經歷，而產生不同的貪腐容忍度，唯有年齡的維度

表 1 變數定義與說明

變 數	定 義 與 說 明
貪腐容忍度 (註 1)	非常反對 (24%，基準)；反對 (26%)；中立 (18%)；同意 (23%)；非常同意 (9%)
性別	男性 (45%，基準)；女性 (55%)
年齡	年齡限制為 15 (含)歲以上至 85 (含)歲以下；25 歲及以下 (13%)；26-35 (18%)；36-45 (19%)；46-55 (19%)；56-65 (17%)；66 歲及以上 (15%)
國家別	參看表 2，臺灣為基準
婚姻狀況	單身 (26%，基準)；已婚 (60%)；離婚 (7%)；喪偶 (8%)
教育程度	非正規、低教育 (39%，基準)：小學及以下；中教育 (44%)：國中、高中、高職；高教育 (17%)：大學、碩博士以上
目前就業狀況 (註 2)	家管 (7%，基準)：目前沒工作的全職家管； 有工作 (56%)：全職、兼職、計時、為家族工作、兼職學生、兼職家管； 失業 (8%)：目前失業者； 學生 (6%)：目前沒工作的全職學生； 退休 (20%)：目前退休者； 其他 (4%)：終生殘疾、其他非勞動力
目前與過去職業類別 (註 3)	未曾工作過 (1%，基準) 軍職 (7%)：士兵、軍官； 民意代表及公司主管、經理人 (11%)：企業經理人、政府幹部； 專業人員 (13%)：科學家、研究員、工程師、醫生、法官、教師、導演； 技術人員及助理專業人員 (8%)：工程技術員、醫療設備操作員、機長、海關； 行政文書 (13%)：秘書、總機、售票員、會計； 服務人員 (5%)：警察、廚師、嚮導、空姐空少； 農林漁牧技術員 (10%)：園丁、農人、畜牧工、養殖工；

表 1 變數定義與說明（續）

變 數	定 義 與 說 明
	技術工（7%）：木工、泥匠、爆破員、玻璃工人； 機械設備操作員：計程車司機（9%）、鑽探設備操作員、機床操作員； 體力工（16%）：礦工、建築工人、外送員、幫傭、看護
薪資所得 （註 4）	低所得（54%，基準）；高所得（46%）
宗教信仰	沒信仰（27%，基準）；有信仰（73%）

註 1. 問卷中的問題為“Do you agree or disagree to get all the way to the top, you have to be corrupt?”（你是否認同要成功就必須貪腐？）

註 2. 目前就業狀況的詳細編碼可參考編碼簿，頁 388-390。

註 3. 目前與過去職業類別的詳細編碼可參考原始問卷編碼簿，頁 391-413。

註 4. 薪資所得變數在原始問卷中的填答方式採勾選範圍值的方式進行，本研究取中位數後，以高、低所得表示。

有足夠差距才能看到年齡的效果，許多國家已步入高齡化社會，年長者儼然為人口中的重要部分，因此本研究將最高年齡取至 85 歲，稍高於部分先進國家的預期壽命，年齡再高者，樣本也非常有限，較不具代表性，因此不予分析。³ 附表 1 呈現各國「你是否認同要成功就必須貪腐」的同意與反對比例，結果顯示各國回答的分配相當不同，臺灣與中國大陸及少部分前共產國家有雙峰現象：丹麥、紐西蘭、挪威的分配較偏反對，以色列與法國較多人傾向中立。這顯示部分國家內人民的意見兩極，部分則較趨一致。

³ 是否刪除這些高於 85 歲者，不影響後文的迴歸結論。

（三）敘述統計分析

本節首先比較男女樣本在同一國家容忍貪腐的差異，接著在同一國家控制目前就業狀況、職業類別和薪資所得等變數，藉以觀察男女樣本容忍貪腐的差異。

表 2 呈現各國貪腐容忍程度，以及各國內性別及所得高低與貪腐容忍的關係。從貪腐容忍總平均（左欄）來看，受訪國中貪腐容忍度最高的國家前三名為烏克蘭、俄羅斯和克羅埃西亞，這些都是前共產國家；貪腐容忍度最低的國家依序是菲律賓、丹麥、紐西蘭，菲律賓排名如此前面與大眾認知不符，⁴ 但大眾的認知通常指的是政府部門的表現，民間企業員工的成功不必然被認為是要靠貪腐，如果能區隔政府與民間部門，表示這裡的貪腐容忍比較是反映一國的民間狀況，至少對菲律賓是如此。事實上同一調查所問的另一問題可以驗證這樣的論點，即：「你領的薪資比你應得的多或少，或剛好？」。薪資領得比應得少，不會是成功，比較可能是反映社會並未給他公平的機會，而不公平的原因之一就是貪腐。烏克蘭、俄羅斯和克羅埃西亞三個國家答比自己應得少的分別有 81%、72%、68%，剛好是自己應得的分別為 18%、27%、30%，顯然大部分人覺得自己受到不公平待遇，反映他們認為受到好待遇的人可能是靠不正當方法。相反的，丹麥、紐西蘭、菲律賓認為拿得是自己應得的報酬分別為 52%、47%、47%，顯然菲律賓受訪者認為自己報酬合理的與丹麥及紐西蘭差不多，也明

4 香港的「政治與經濟風險顧問機構」（Political & Economic Risk Consultancy）在 2007 年評估亞洲 13 個國家和地區的腐敗問題，當時菲律賓被評為最腐敗。之後，在 2009 年及 2010 年的評估中，排名雖有所改善，但仍停留在 5 名以內。參看世界銀行提供之資料 <http://info.worldbank.org/governance/wgi/pdf/PRC.xlsx>。

表 2 性別及所得與貪腐容忍之關係

	總平均 2.66	男 女		t test	男		女	
		平均值	平均值		高所得	低所得	高所得	低所得
		2.67	2.60		2.57	2.70	2.50	2.60
阿根廷	2.61	2.68	2.55	1.67**	2.67	2.63	2.86	2.43
澳洲	2.25	2.36	2.17	3.10***	2.24	2.45	2.09	2.23
奧地利	2.74	2.76	2.72	0.46	2.68	2.91	2.30	2.74
比利時	2.65	2.67	2.63	0.53	2.51	2.82	2.60	2.73
保加利亞	3.33	3.47	3.22	2.88***	3.32	3.67	3.24	3.11
智利	2.27	2.33	2.23	1.56*	2.41	2.23	2.33	2.23
中國大陸	2.82	2.83	2.81	0.64	2.83	2.81	2.68	2.85
臺灣	2.73	2.78	2.67	2.20**	2.71	2.91	2.67	2.67
克羅埃西亞	3.42	3.53	3.34	2.76***	3.58	3.52	3.38	3.26
賽普勒斯	2.38	2.44	2.32	1.83**	2.40	2.41	2.27	2.34
捷克	2.72	2.76	2.68	1.09	2.82	2.77	2.57	2.71
丹麥	1.59	1.65	1.54	2.04**	1.50	1.80	1.32	1.64
愛沙尼亞	2.65	2.80	2.57	2.76***	2.78	2.70	2.33	2.71
芬蘭	2.18	2.22	2.15	0.90	2.07	2.52	1.93	2.30
法國	3.06	3.03	3.09	-1.16	2.96	3.18	2.97	3.17
匈牙利	3.23	3.22	3.24	-0.35	3.18	3.25	3.16	3.21
以色列	3.07	3.11	3.04	1.04	2.96	3.16	3.02	3.02
日本	2.24	2.36	2.12	3.06***	2.31	2.37	2.09	2.16
南韓	3.24	3.35	3.14	3.51***	3.43	3.35	3.08	3.31
拉脫維亞	3.00	3.15	2.91	3.21***	3.07	3.28	2.77	2.90
紐西蘭	1.72	1.75	1.70	0.71	1.63	1.90	1.61	1.77
挪威	1.77	1.84	1.71	2.49***	1.83	1.87	1.63	1.76
菲律賓	1.44	1.46	1.42	0.92	1.45	1.46	1.32	1.34
波蘭	3.02	3.08	2.97	1.58*	2.69	3.39	2.47	3.03
葡萄牙	2.77	2.82	2.73	1.03	2.95	3.07	2.87	2.86
俄羅斯	3.47	3.51	3.45	1.01	無資料	無資料	無資料	無資料
斯洛伐克	3.06	3.14	3.01	1.85**	3.13	3.17	3.06	3.04
斯洛維尼亞	3.24	3.30	3.18	1.64*	3.15	3.53	2.97	3.25
南非	2.37	2.39	2.35	0.81	2.24	2.51	2.41	2.37
西班牙	2.31	2.36	2.26	1.46*	2.44	2.31	2.35	2.23
瑞典	1.88	1.97	1.78	2.89***	1.83	2.14	1.67	1.82
瑞士	2.32	2.31	2.34	-0.44	2.12	2.47	2.25	2.41
烏克蘭	3.68	3.71	3.66	0.94	3.72	3.58	3.72	3.58
英國	2.33	2.53	2.17	4.59***	2.23	2.62	2.03	2.18

資料來源：ISSP 2009，本研究自行整理。

註：貪腐容忍度 0-4，越高越容忍；t test 為各國男女平均值差異的單尾檢定。

顯高於烏克蘭、俄羅斯和克羅埃西亞三個國家。由此可知，「你是否認同要成功必須貪腐？」與評估自己的政府是否貪腐並不是完全相同的問題；本文的分析並非後者，而是一個人是否可不可靠違背道德的方法以達成功，因此在解讀本研究所謂的貪腐時須予以留意。此外，從跨國資料分析中發現，開發中國家除菲律賓外，貪腐容忍度的平均數大多高於已開發國家，也大於全體之總平均，也大致符合 Esarey and Chirillo (2013) 與 Esarey and Schwindt-Bayer (2017) 主張越民主的國家，則該國有較低的貪腐容忍。

再依性別平均值來看，表 2 除法國、匈牙利與瑞士的女性微幅高於或等於男性，其他國家都是男性的貪腐容忍度高於女性，部分國家 t 值檢定（最右欄）的結果為顯著，表示男性比女性更認同「要成功必須貪腐」的觀點，與過去文獻結果一致，也符合 Chaudhuri (2012) 所說的，不是女性貪腐態度顯著較保守，就是兩性間無差異。表 2 也顯示高低所得對貪腐容忍的差異，以總平均來說，不論性別，都是低所得較容忍貪腐，各國國內大部分也如此，生活條件較差者比較會認為成功需靠貪腐而來。在性別差異上，同樣是高所得，男性貪腐容忍度明顯比女性高，低所得亦是如此。

表 3 節錄最高與最低職業與目前就業狀況的貪腐容忍，最高與最低職業分別為經理人與體力工；目前就業狀況中的勞動力分為「有工作」和失業。以職業的平均值來看，不論性別，都是體力工較容忍貪腐，男性的兩項職業差距較女性大。男性失業對貪腐容忍最高（達 2.86），有工作者較低，女性失業與有工作在平均貪腐容忍幾乎沒有差距，失業與兩性如何看待貪腐與成功間的關係差異很大。換言之，男性失業面臨的壓力遠比女性高，生活不順遂會讓人覺得別人的成功是靠不正當的手段。從職業與所得面來看，生活不順遂者（低職業地

表3 貪腐容忍與性別、職業與有無工作之關係

平均	男		女		男		女	
	經理人	體力工	經理人	體力工	有工作	失業	有工作	失業
	2.45	2.77	2.42	2.64	2.66	2.86	2.62	2.62
阿根廷	3.71	2.61	2.44	2.27	2.71	2.48	2.61	2.89
澳洲	2.04	2.54	2.12	2.31	2.33	2.63	2.17	2.07
奧地利	2.92	3.13	2.37	3.09	2.84	3.42	2.75	3.19
比利時	2.41	2.79	2.63	2.88	2.60	3.29	2.65	2.57
保加利亞	3.38	3.97	2.75	3.17	3.32	3.96	3.34	3.33
智利	2.61	2.42	2.17	2.26	2.32	2.22	2.30	2.22
中國大陸	2.53	2.91	2.67	2.76	2.81	3.01	2.77	2.84
臺灣	2.49	2.61	2.76	2.44	2.77	2.78	2.67	2.69
克羅埃西亞	3.19	3.54	3.44	3.38	3.64	3.56	3.41	3.57
賽普勒斯	2.00	2.45	1.86	2.17	2.43	3.17	2.26	2.40
捷克	3.00	3.21	2.29	2.96	2.79	3.30	2.72	3.27
丹麥	1.38	2.17	1.24	1.49	1.58	1.81	1.48	1.19
愛沙尼亞	2.70	3.00	2.53	2.69	2.72	3.12	2.55	2.32
芬蘭	1.91	2.13	1.79	2.53	2.14	2.42	2.08	2.37
法國	2.88	3.42	2.88	2.97	3.09	3.16	3.12	3.24
匈牙利	2.96	3.27	3.46	3.24	3.27	3.41	3.16	3.44
以色列	3.19	3.46	3.03	3.27	3.05	3.38	3.05	2.98
日本	2.33	2.44	2.25	1.88	2.39	2.80	2.28	1.14
南韓	2.89	3.00	3.00	3.14	3.39	3.20	3.23	3.16
拉脫維亞	3.07	3.19	2.73	2.88	3.11	3.15	2.95	3.26
紐西蘭	1.57	2.30	1.47	1.71	1.77	1.57	1.64	2.05
挪威	1.76	2.19	1.61	2.07	1.85	1.75	1.68	1.83
菲律賓	1.54	1.51	1.29	1.48	1.46	1.40	1.36	1.42
波蘭	2.72	3.38	2.50	3.43	3.00	3.40	2.76	3.54
葡萄牙	2.92	2.59	2.56	2.89	2.81	2.85	2.67	3.11
俄羅斯	3.53	3.51	3.36	3.43	3.54	3.41	3.44	3.37
斯洛伐克	2.97	3.44	2.81	3.13	3.16	3.50	3.01	2.65
斯洛維尼亞	2.95	3.74	2.82	3.42	3.24	3.54	3.19	3.33
南非	2.22	2.57	1.91	2.31	2.34	2.55	2.35	2.42
西班牙	1.82	2.31	1.89	2.11	2.45	2.58	2.39	2.24
瑞典	1.72	2.36	1.45	2.35	1.99	2.62	1.73	2.00
瑞士	2.07	2.88	2.22	2.51	2.30	3.50	2.40	2.00
烏克蘭	3.68	3.73	3.69	3.62	3.69	4.08	3.74	3.86
英國	2.24	2.83	2.10	2.33	2.38	2.75	2.13	2.33

資料來源：ISSP 2009，本研究自行整理。

註：貪腐容忍度 0-4，越高越容忍。

位或低所得)，貪腐容忍較高，似乎反映了酸葡萄心理。

三、研究方法

本研究的被解釋變數為受訪者回答「要成功必須貪腐」的主觀認同，呈序列尺度，因此選擇以 ordered probit 模型進行分析，來探討工作、職業、與貪腐容忍的關係，以及性別在其中扮演的角色。

$$\begin{aligned}
 y_i^* = & \alpha + \beta_F Female_i + \beta_W Work_i + \beta_U Unem_i + \beta_{FW} Female_i \cdot Work_i \\
 & + \beta_{FU} Female_i \cdot Unem_i + \beta_S Student_i + \beta_R Retire_i \\
 & + \beta_O Other_i + \beta_X X_i + u_i
 \end{aligned} \tag{1}$$

模型中，被解釋變數為貪腐容忍度。受訪者在填寫問卷時，係根據自己對於貪腐的主觀感受 (y^*) 來選擇最貼近他們答案的選項，故 y^* 無法被觀察，我們只能觀察到受訪者回答的認同等級 y 。 y 被分為五個不同的等級，依序為非常反對 (0)、反對 (1)、中立 (2)、認同 (3)、非常認同 (4)。 α 是常數項， β 則為所有解釋變數之估計係數。若為女性 $Female=1$ ，否則為 0。本文的工作以「目前就業狀況」來表示，包括勞動人口與非勞動人口，前者包括有工作 ($Work=1$) 與失業 ($Unem=1$)，後者包括家管、學生 ($Student=1$)、退休 ($Retire=1$) 與其他 ($Other=1$)，各類別間彼此不互相包含，家管為基準組 (參見表 1)。 X 包含年齡、婚姻狀況、教育程度、宗教信仰，以及國家別。之所以只將目前就業狀況中的有工作及失業與性別做交叉 ($Female \times Work$ 與 $Female \times Unem$)，是想瞭解工作或失業是否與女性較不能容忍貪腐有關。如果 β_F 顯著為負，表示女性較不能容忍貪腐；若 β_{FW} 不顯著，表示工作與女性是否容忍貪腐在統計上無關。同理於 β_{FU} 於失業的解

釋。本文也會特別注意失業的係數，如果有所謂的酸葡萄心態，失業的係數將顯著為正，認同成功是靠貪腐而來。我們也會比較同樣有工作及同樣失業的男女，看兩者間對貪腐的容忍是否有差異。

婚姻狀況包括單身、已婚、離婚、喪偶，以單身為基準組；教育程度分為低、中、高三個層級，以低教育程度為基準組；宗教信仰分為有信仰和無信仰，以無信仰為基準組；國家別包括受訪之 34 國，以臺灣為基準組。 u_i 為誤差項，含其他無法觀察到的因素。由於同一國家的人民在文化上相似，對貪腐容忍上會有相關，使得誤差項間非獨立，因此本文採用聚集標準誤（clustered standard error）模型，允許同一國觀察值間的誤差項相關。

職業是否與女性較不能容忍貪腐有關，本文以（2）式的 ordered probit 分析，（2）式與（1）式近似， γ 為常數項， θ 為迴歸係數， ε 為誤差項。解釋變數此時包含表 1 的所有「目前與過去職業類別」，以未曾工作為基準組。為免過多的交叉項造成模型複雜，（2）式挑選最高與最低職業與性別做交叉項，若為管理階層，則 $Mani=1$ ；若為體力工，則 $Phy=1$ 。

$$y_i^* = \gamma + \theta_F Female_i + \theta_M Mani_i + \theta_P Phy_i + \theta_{FM} Female_i \cdot Mani_i + \theta_{FP} Female_i \cdot Phy_i + \theta_O Other_i + \theta_X X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

同樣的，如果 θ_{FM} 顯著為正，表示職位高的管理階層女性較女性家管能容忍貪腐，若 θ_{FM} 不顯著，表示職位是管理階層與女性是否容忍貪腐在統計上無關。同理於 θ_{FP} 於體力工的解釋。本文也會比較同樣是體力工與同樣是管理階層的男女在貪腐容忍上的差異。

須說明的是，（1）式是探究目前就業狀況（有工作與失業）與貪腐容忍的關係，而（2）式的職業則是目前職業或有工作時的職業與

貪腐容忍的關係，所以後者是目前或曾經從事的職業；亦即（2）式探究的是，只要有工作過的人，他們現在或最近的職業是否對貪腐的觀點就與不曾工作過的人不同。由於目前有工作者必然有職業，兩者無排他性，所以（1）式的工作變數無法與（2）式的職業變數同時置於迴歸式中。

薪資所得是否與女性較不能容忍貪腐有關，本文以（3）式的 ordered probit 分析，（3）式也同前面的（1）式和（2）式相似， ω 為常數項， κ 為迴歸係數， v 為誤差項。解釋變數這裡包含依各國薪資所得中位數區分的高低薪資所得，高所得則 $Hinc=1$ 。之所以不採用絕對所得，而採用相對的高低所得，是因為各國所得高低差異相當大。本文也以高所得與性別做為交叉項（ $Female \cdot Hinc$ ），檢視所得在性別上的效果差異。此外，（3）式未包含工作或職業，主因是加入兩組中任一組變數導致 ordered probit 模型無法收斂，這可能反映所得與工作或職業的高相關。

$$y_i^* = \omega + \kappa_F Female_i + \kappa_H Hinc_i + \kappa_{FH} Female_i \cdot Hinc_i + \kappa_X X_i + v_i \quad (3)$$

如果 κ_{FH} 顯著為正，表示所得高的女性較低所得女性能容忍貪腐；若 κ_{FH} 不顯著，表示統計上高所得與女性是否容忍貪腐無關。另外本文也比較了同為高所得及同是低所得的男女對於貪腐容忍的差異性。

四、結果與討論

本節首先針對目前就業狀況與貪腐容忍間的關係進行 ordered probit 模型分析，其次針對職業與貪腐容忍間的關係進行分析。須說明的是，ordered probit 的迴歸其實是非線性，所以迴歸係數並非邊際

效果，且不同位置的邊際效果也不同，一般計量軟體會另行計算量變數平均數處的邊際效果或虛擬變數由 0 轉 1 的效果，但以本文來說，邊際效果就有五組（非常反對、反對、中立、同意、非常同意）係數，分別表示每個變數在變動後落入五組的邊際機率，再加上須標示它們的顯著性，會占去許多篇幅。由於迴歸係數為正且顯著，通常都是認同與非常認同的邊際機率為正且顯著，非常反對與反對的邊際機率為負且顯著，因此後文只呈現迴歸係數結果。表 4 左側先列出不考慮工作與所得相關變數的結果，女性係數顯著為負，顯示女性的貪腐容忍低於男性。其他變數係數與後續模型的結果大致一致，本文在後續一併說明與討論。

（一）目前就業狀況與貪腐容忍實證結果

表 4 右側以性別和目前就業狀況為主要變數對貪腐容忍度的 ordered probit 估計結果，估計係數中，女性係數為 -0.094 ，在 1% 信心水準下顯著，表示女性的貪腐容忍度低於男性，這與前文整理的文獻結果一致。目前就業狀況分為六種狀態，分別為家管（基準組）、有工作、失業、學生、退休、其他（終生殘疾與其他非勞動力），因為模型尚包括有工作及失業與女性交叉項，在解釋上較為複雜，這在本小節最後再來討論。

學生係數為 -0.141 ，在 1% 信心水準下顯著，表示對於貪腐的容忍度則較家管低，似乎反映學生較單純的一面。有工作和退休的係數相當不顯著，這表示目前正在工作或者是已經退休的人與目前沒有工作的家管相比，對於貪腐沒有顯著的容忍差異。其他項的係數為 0.103 ，1% 信心水準下顯著，表示終生殘疾者和其他非勞動力的貪腐容忍度高於家管。

表 4 目前就業狀況與貪腐容忍之 ordered probit 模型估計結果

變數	不考慮就業		目前就業狀況	
	估計係數	t 值	估計係數	t 值
常數項	1.207	30.975***	1.223	22.846***
女性 (β_F)	-0.085	-6.015***	-0.094	-3.940***
女性 × 有工作 (β_{FW})			0.023	0.984
女性 × 失業 (β_{FU})			-0.038	-0.903
年齡	-0.002	-3.118***	-0.002	-3.446***
已婚	-0.027	-1.151	-0.041	-2.038**
離婚	0.068	1.963**	0.047	1.504
喪偶	-0.041	-2.069**	-0.044	-2.136**
有信仰	-0.089	-3.979***	-0.089	-4.025***
中等教育	-0.107	-4.720***	-0.103	-4.536***
高等教育	-0.238	-5.591***	-0.238	-5.641***
有工作 (β_w)			-0.002	-0.060
失業 (β_u)			0.123	2.845***
學生			-0.141	-3.710***
退休			0.008	0.257
其他			0.103	2.591***
阿根廷	-0.140	-17.318***	-0.134	-16.005***
澳洲	-0.384	-54.978***	-0.377	-50.665***
奧地利	-0.065	-7.079***	-0.050	-5.076***
比利時	-0.077	-15.219***	-0.063	-11.704***
保加利亞	0.543	56.272***	0.545	50.551***
智利	-0.417	-61.048***	-0.408	-48.880***
中國大陸	-0.024	-1.510	-0.016	-0.979
克羅埃西亞	0.579	53.792***	0.589	48.941***
賽普勒斯	-0.239	-22.162***	-0.223	-21.203***
捷克	-0.095	-8.195***	-0.085	-6.925***
丹麥	-1.209	-105.457***	-1.200	-103.082***
愛沙尼亞	-0.087	-7.548***	-0.086	-7.038***
芬蘭	-0.485	-90.740***	-0.473	-107.671***

表 4 目前就業狀況與貪腐容忍之 ordered probit 模型估計結果 (續)

變數	不考慮就業		目前就業狀況	
	估計係數	t 值	估計係數	t 值
法國	0.267	30.554***	0.278	28.495***
匈牙利	0.386	40.700***	0.389	35.594***
以色列	0.295	55.920***	0.297	54.267***
日本	-0.499	-42.193***	-0.488	-38.604***
南韓	0.408	32.063***	0.425	31.319***
拉脫維亞	0.226	29.202***	0.235	26.348***
紐西蘭	-0.932	-111.550***	-0.925	-104.653***
挪威	-0.865	-87.441***	-0.858	-89.301***
菲律賓	-1.370	-126.112***	-1.382	-109.964***
波蘭	0.257	49.300***	0.268	47.420***
葡萄牙	-0.010	-1.140	-0.002	-0.244
俄羅斯	0.655	50.895***	0.658	44.784***
斯洛伐克	0.262	44.910***	0.269	38.959***
斯洛維尼亞	0.412	65.899***	0.430	52.217***
南非	-0.374	-44.781***	-0.387	-40.359***
西班牙	-0.405	-64.335***	-0.408	-50.382***
瑞典	-0.828	-131.373***	-0.820	-150.316***
瑞士	-0.398	-41.657***	-0.392	-46.345***
烏克蘭	0.866	63.196***	0.871	59.984***
英國	-0.388	-49.245***	-0.385	-48.671***
Mu (1)	0.822	13.402***	0.822	13.404***
Mu (2)	1.362	20.588***	1.363	20.602***
Mu (3)	2.313	35.523***	2.315	35.644***
觀察值個數	44538		44538	
Chi squared (χ^2)	9470.06		9556.51	
Log likelihood function	-64488.27		-64445.05	

*代表 10% 顯著，**代表 5% 顯著，***代表 1% 顯著。

年齡係數為 -0.002 ，在 1% 信心水準下顯著，表示年齡越大對於貪腐的容忍度越低，這與 Torgler and Valev (2006) 使用世界價值觀調查與歐洲價值觀調查的結果相符。婚姻狀況中，已婚和喪偶的係數為負，分別在 10%、5% 信心水準下顯著，表示已婚和喪偶的人其貪腐容忍度比單身的人低，離婚係數甚至為正，且絕對值不小於其他婚姻狀態，如果不是標準差太大，離婚會在 10% 顯著。所以離婚是所有婚姻狀態中比較容忍貪腐的，這與前文所稱生活上較不順遂者，較傾向認同成功與貪腐間的正向關係一致。

有宗教信仰係數為 -0.089 ，1% 信心水準下顯著，有宗教信仰的人明顯比沒有宗教信仰的人更不容忍貪腐。教育程度對貪腐容忍度有顯著的負向影響，表示接受教育的程度越高，對於貪腐的接受度就越低，這也符合前文的論點，就是目前生活較不順利者比較容忍貪腐。

受訪的國家中，中國大陸和葡萄牙的係數為負但不顯著，這表示中、葡兩國與臺灣（基準組）對貪腐的容忍差異並不顯著。在亞洲鄰國中，日本的係數為負，在 1% 信心水準下顯著，韓國為正，1% 信心水準下顯著，顯示日本對於貪腐的容忍度低於臺灣，韓國則高於臺灣。北歐國家丹麥、挪威、瑞典、芬蘭的係數皆為負且在 1% 信心水準下顯著，表示這些高經濟水準的自由民主國家對於貪腐的容忍度明顯低於臺灣。澳洲、奧地利、比利時、賽普勒斯、捷克、愛沙尼亞、西班牙、瑞士、英國的係數為負，前共產國家保加利亞、克羅埃西亞、匈牙利、波蘭、俄羅斯、斯洛維尼亞、烏克蘭的係數為正，以臺灣整體的貪腐容忍度為分水嶺（基準組），可以發現我們對貪腐的容忍顯著低於韓國及大部分的前共產國家，但顯著高於日本、澳洲與歐洲其他國家。34 個國家係數整理在圖 1，縱軸為 0 即為基準組臺灣，位於 0 上方表示給定迴歸控制之條件，這些國家較臺灣容忍貪腐，如

法國、以色列、南韓及大部分前共產國家，葡萄牙與中國大陸與臺灣很接近，其餘國家在 0 下方，表示較臺灣不能容忍貪腐。圖 1 含三條線，另兩條線分別是後文控制職業與所得之國家係數，不過三者非常接近，所以三條線的重疊很高。

表格中最下方的 MU 值為模型被解釋變數的邊界值，當數值小於 0 表示強烈反對貪腐；數值介於 0 至 0.822 之間時表示反對貪腐；當數值介於 0.822 至 1.363 間時，表示對於貪腐行為不同意也不反對（沒想法）；當數值介於 1.363 至 2.315 時表示同意貪腐；當數值大於 2.315 以上時，則表示對貪腐行為非常容忍。

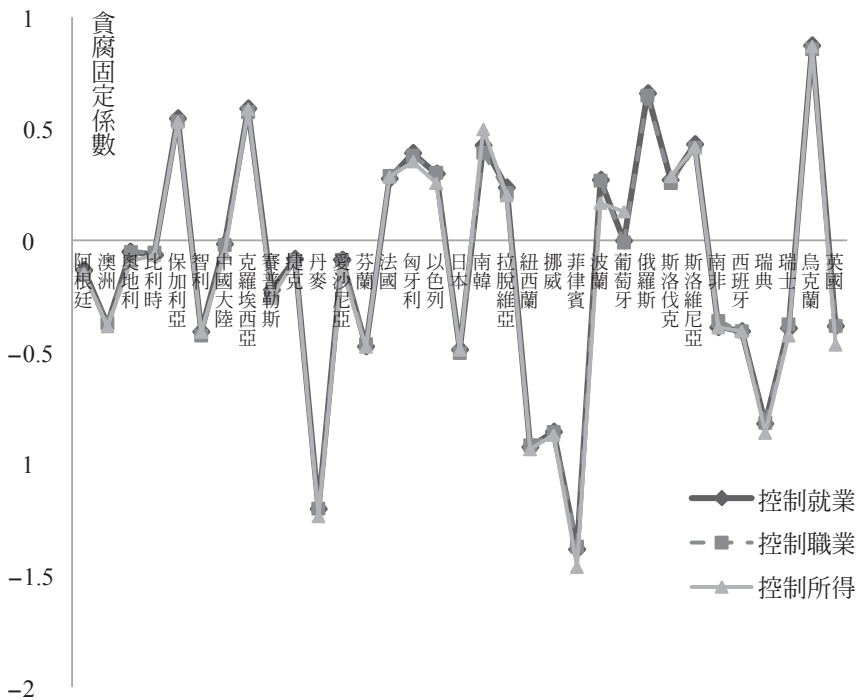


圖 1 各國貪腐國家係數 (臺灣為基準)

表 4 右側可再延伸比較同樣是有工作或失業，男女是否對貪腐容忍不同，或同樣性別，有工作與失業對貪腐容忍是否有差異。由於工作與失業在模型中都有交叉項，為使比較更為清楚，利用表 5 與表 6 來說明。給定性別與目前就業狀況以外的其他變數相同，即 (1) 式中的 $X_i = X^*$ (X 包含年齡、婚姻狀況、教育程度、宗教信仰，以及國家別)，代回 (1) 式得 $\beta_x X^*$ ，再令 $\alpha + \beta_x X^* = h^*$ ，故這部分對 y^* (迴歸被解釋變數) 期望值的貢獻為 h^* ，表 5 呈現 (1) 式各目前就業狀況的期望值。表 6 由整理表 5 及計算表 4 右側的實際係數所得之有工作與失業對貪腐容忍的性別差異。例如男性失業與有工作對貪腐容忍差異為 $(h^* + \beta_U) - (h^* + \beta_W) = \beta_U - \beta_W$ ，其值為 0.125，t 值為 4.138，單尾檢定下 1% 顯著。表 6 之其他比較亦可用相同方法解釋，女性失業

表 5 給定其他條件相同之各目前就業狀況的期望值

	勞動力		非勞動力			
	有工作(W)	失業(U)	學生(S)	退休(R)	其他(O)	家管(基準)
男	$h^* + \beta_W$	$h^* + \beta_U$	$h^* + \beta_S$	$h^* + \beta_R$	$h^* + \beta_O$	h^*
女(F)	$h^* + \beta_W + \beta_F + \beta_{FW}$	$h^* + \beta_U + \beta_F + \beta_{FU}$	$h^* + \beta_S + \beta_F$	$h^* + \beta_R + \beta_F$	$h^* + \beta_O + \beta_F$	$h^* + \beta_F$

男性家管為基準組，給定性別與目前就業狀況以外的條件相同， h^* 為男性家管期望值。

表 6 有工作與失業對貪腐容忍的性別差異

	失業(U) - 有工作(W)		女 - 男
男	$\beta_U - \beta_W$ 0.125 (4.138)***	失業 (U)	$\beta_F + \beta_{FU}$ -0.132 (1.854)**
女 (F)	$\beta_U - \beta_W + \beta_{FU} - \beta_{FW}$ 0.064 (2.588)***	有工作 (W)	$\beta_F + \beta_{FW}$ -0.071 (2.073)**

括號內為 t 值，單尾檢定下，*、** 及 *** 分別代表 10%、5% 及 1% 顯著。

者雖然較有工作者容忍貪腐，但程度與顯著性上不似男性這麼明顯；同樣為失業或同樣有工作，女性仍顯著不比男性容忍貪腐，兩者在表 6 的數值分別為 -0.132 與 -0.071 ，都在 5% 顯著。

(二) 職業與貪腐容忍實證結果

表 7 左側為以性別和職業類別為主之變數對貪腐容忍度的 ordered probit 估計結果，估計係數中，性別係數為負，1% 信心水準下顯著，表示女性的貪腐容忍度較男性低；年齡、婚姻狀況、信仰與教育的結果大致與表 4 右側一致。

職業類別中，以從來不曾工作的人為基準，公司經理人和專業人員的係數為負，1% 信心水準下顯著，技術工人（1% 顯著）、機械設

表 7 職業類別及所得與貪腐容忍之 ordered probit 模型估計結果

變數	職業類別		所得	
	估計係數	t 值	估計係數	t 值
常數項	1.126	25.566***	1.369	33.738***
女性 (θ_F, κ_F)	-0.056	-3.537***	-0.119	-5.745***
女性×經理人 (θ_{FM})	-0.037	-0.877		
女性×體力工 (θ_{FP})	-0.127	-3.423***		
女性×高所得 (κ_{FH})			0.054	1.719*
高所得 (κ_H)			-0.074	-2.894***
年齡	-0.002	-2.636***	-0.003	-6.310***
已婚	-0.028	-1.304	-0.042	-1.800*
離婚	0.065	2.084**	0.036	1.048
喪偶	-0.042	-2.130**	-0.028	-1.133
有信仰	-0.091	-4.026***	-0.100	-3.961***
中等教育	-0.074	-3.506***	-0.119	-5.424***

表 7 職業類別及所得與貪腐容忍之 ordered probit 模型估計結果(續)

變數	職業類別		所得	
	估計係數	t 值	估計係數	t 值
高等教育	-0.139	-3.657***	-0.283	-7.512***
軍職	-0.007	-0.062		
經理人 (θ_M)	-0.098	-2.747***		
專業人員	-0.092	-2.642***		
技術人員	-0.005	-0.126		
行政文書	0.020	0.556		
服務人員	0.059	1.716*		
農林漁牧員	0.047	1.504		
技術工人	0.128	3.089***		
機械操作員	0.088	2.235**		
體力工 (θ_P)	0.153	3.608***		
阿根廷	-0.154	-15.512***	-0.149	-16.369***
澳洲	-0.371	-36.323***	-0.384	-54.772***
奧地利	-0.052	-6.416***	-0.092	-11.004***
比利時	-0.057	-8.183***	-0.066	-9.875***
保加利亞	0.532	59.088***	0.530	42.222***
智利	-0.426	-47.463***	-0.411	-56.418***
中國大陸	-0.021	-1.334	-0.060	-3.102***
克羅埃西亞	0.574	62.846***	0.586	44.300***
賽普勒斯	-0.245	-18.966***	-0.257	-23.265***
捷克	-0.093	-8.174***	-0.090	-7.386***
丹麥	-1.202	-99.150***	-1.235	-96.454***
愛沙尼亞	-0.088	-8.882***	-0.127	-8.942***
芬蘭	-0.463	-50.659***	-0.477	-87.029***
法國	0.290	35.313***	0.285	33.201***
匈牙利	0.380	37.515***	0.350	32.398***

表 7 職業類別及所得與貪腐容忍之 ordered probit 模型估計結果(續)

變數	職業類別		所得	
	估計係數	t 值	估計係數	t 值
以色列	0.302	40.677***	0.255	37.446***
日本	-0.505	-31.162***	-0.489	-38.158***
南韓	0.393	41.234***	0.498	43.166***
拉脫維亞	0.214	37.596***	0.203	27.395***
紐西蘭	-0.916	-108.674***	-0.934	-117.295***
挪威	-0.857	-63.618***	-0.871	-94.958***
菲律賓	-1.370	-104.905***	-1.463	-142.463***
波蘭	0.266	39.062***	0.165	31.386***
葡萄牙	-0.009	-1.006	0.127	12.322***
俄羅斯	0.648	60.675***		
斯洛伐克	0.256	51.089***	0.287	36.423***
斯洛維尼亞	0.415	71.668***	0.415	53.686***
南非	-0.361	-32.943***	-0.389	-47.411***
西班牙	-0.406	-58.055***	-0.407	-62.114***
瑞典	-0.817	-79.638***	-0.860	-115.489***
瑞士	-0.376	-35.198***	-0.425	-49.222***
烏克蘭	0.856	77.849***	0.869	49.867***
英國	-0.383	-32.456***	-0.465	-45.436***
Mu (1)	0.823	13.416***	0.850	12.681***
Mu (2)	1.364	20.629***	1.387	19.118***
Mu (3)	2.317	35.539***	2.349	32.770***
觀察值個數	44538		31587	
Chi squared (χ^2)	9614.29		7117.76	
Log likelihood function	-64416.16		-45096.37	

*代表 10% 顯著，**代表 5% 顯著，***代表 1% 顯著。

備操作員（5% 顯著）、體力工（1% 顯著）和服務人員（10% 顯著）的係數為正，而其他職業（包括軍職、技術人員、行政文書及農林漁牧員）的估計結果皆不顯著，表示職業為經理人或專業人員對於貪腐的容忍低於從來不曾工作的人；職業為技術工人、體力工、機械設備操作員、服務人員對貪腐的容忍度較未曾工作的人高，所以是否有工作似乎不是影響貪腐容忍度的主要因素，而是做什麼樣的工作才是主要影響的原因。綜合言之，層級越高，越接近管理階級的職業對貪腐的容忍越低，而層級越低，越是需要體力、勞力的職業對貪腐的容忍度就越高，這樣的結果與前文一致，教育程度低、失業者及職業地位低者較認為成功需要靠貪腐，表 7 左側之國家別變數與表 4 右側之估計結果近似。表中的 MU 值為模型被解釋變數的邊界值，與表 4 右側有相同的涵義。

表 7 左側挑了兩個職業與女性做交叉變數，分別是「女性×經理人」和「女性×體力工」，其估計係數分別為 -0.037 和 -0.127 ，前者不顯著，後者 1% 顯著。表 7 左側的交叉項可讓我們延伸做幾項比較：同性別擔任高階職務與體力工的貪腐容忍的差異；同樣擔任高階職務或體力工對貪腐容忍度的性別差異。表 7 左側的性別係數與職業係數可參照表 5 與表 6 的整理而得到表 8。表 8 左邊顯示不論男女，體力工都比高階經理更能容忍貪腐，男性又較女性更為明顯。表 8 右方顯示同職業男女的差異，不論是體力工或高階經理，都是女性較男性顯著不能容忍貪腐。

（三）所得與貪腐容忍實證結果

表 7 右側為所得對貪腐容忍的 ordered probit 估計結果，由於俄羅斯未填答，加上其他國家的遺漏值，觀察值個數為 31,587 筆。表 7

右側的女性、年齡、信仰與教育結果與表 4 與表 7 左側相似，仍然是女性、年齡大、有信仰及高教育者較不認同貪腐與成功間的關係。國家別係數即使缺俄羅斯，也大致與表 4 與表 7 相似，中國大陸由不顯著轉為負的顯著，葡萄牙轉為正的顯著。表格最後呈現的 MU 值意義可參考表 4 的解釋。

表 9 依據表 7 右側的係數整理高低所得對貪腐容忍的性別差異，左邊顯示男性高所得者的貪腐容忍低於男性低所得者，其係數為 -0.074 ，在 1% 信賴水準下顯著。女性高所得的係數為女性係數 + 高所得係數 + 「女性 × 高所得」係數 $= -0.119 - 0.074 + 0.054 = -0.145$ ，而女性低所得係數即為女性係數 -0.119 ，兩者差為 -0.020 ，統計上不顯著，

表 8 高階經理與體力工對貪腐容忍的性別差異

經理 (M) - 體力工 (P)		女 - 男	
男	$\theta_M - \theta_P$ $-0.251 (6.429)***$	經理 (M)	$\theta_M + \theta_{FM}$ $-0.093 (1.592)*$
女 (F)	$\theta_M - \theta_P + \theta_{FM} - \theta_{FP}$ $-0.160 (3.752)***$	體力工 (P)	$\theta_P + \theta_{FP}$ $-0.183 (2.741)**$

單尾檢定下，*、** 及 *** 分別代表 10%、5% 及 1% 顯著。

表 9 高低所得對貪腐容忍的性別差異

高所得 (H) - 低所得 (L)		女 - 男	
男	K_H $-0.074 (2.894)***$	高所得 (H)	$K_F + K_{FH}$ $-0.065 (1.67)**$
女 (F)	$K_H + K_{FH}$ $-0.020 (0.45)$	低所得 (L)	K_F $-0.119 (5.745)***$

單尾檢定下，** 及 *** 分別代表 5% 及 1% 顯著。

反映高低所得對女性如何看待成功與貪腐無關。反之，所得與男性如何看待成功與貪腐有關。同為高所得，男女對貪腐容忍差異為女性係數+「女性×高所得」係數 $=-0.119+0.054=-0.065$ ，t 值為 -1.67 ，單尾於 5% 顯著，表示高所得女性仍比高所得男性不能容忍貪腐，而低所得性別對貪腐容忍的差異就是女性係數 -0.119 ，它也反映同樣是低所得，女性仍較男性不能容忍貪腐。

由於目前就業狀況、職業類別、所得三類變數中的任兩類在同一模型會造成無法收斂，因此這三類變數以各自的模型進行分析。表 4 與表 7 除主要解釋變數不同外，表 7 右方的觀察值數也較少。在採用薪資所得資料時，無法避免的問題就是無工作者無法回答，有些有工作者不願回答，造成樣本流失，也因為這個原因，本文將所得分析置於最後列為參考。既然所有觀察值都必須當下有所得，當然也是當下有工作，樣本特性必然與納入無所得者不同，沒有工作的學生、退休與家管將不會在分析樣本中。不論是哪個模型，女性的係數值雖有改變，但都為負且在 1% 下顯著，並未改變女性較男性不能容忍貪腐的主結論。年齡係數在四個模型的結果都相當一致為負。中等教育與高等教育在四個模型雖然都為負，且在 1% 下顯著，不過，係數值大小不同，表 7 以職業類別為主要解釋變數時，中等教育與高等教育的係數絕對值較其他模型對應的值小。這可能是職業類別較表 4 的有工作及表 7 的高低所得更細緻地反映了教育的影響，因而使教育的係數絕對值下降。

三種婚姻狀態（已婚、離婚、喪偶）的正負符號雖然在四個模型間一致，已婚與喪偶之係數為負，離婚係數為正，但數值與顯著性有些許變化。如同失業，離婚是人生經驗的一項挫折。這樣的挫折是會影響人們怎麼看待別人的順利成功，當然也可能是以負面態度看待他

人成功的人，在各方面態度上比較消極，與人相處上也比較容易發生磨擦，因而在婚姻上比較可能發生狀況。喪偶雖然在情緒上較離婚影響可能更大，但那不是自己能負責的事件，通常也不被稱為挫折。這解釋了三種婚姻狀態的正負係數差異。

觀察值減少使納入所得的表 7 右側之婚姻係數標準誤略大（未顯示在表中，但可從係數與 t 值推出）。由表 4 左側的不考慮就業至右側的考慮就業，已婚係數絕對值上升，但離婚係數下降，前者由不顯著轉為顯著，後者由顯著轉為不顯著。婚姻狀態背後連結許多不易觀察的因子，例如幸福感、身心健康、經濟條件等（Waite and Gallagher 2000; Wilson and Oswald 2005）。當以目前就業狀況大略控制經濟條件後，離婚者不似未控制經濟條件時對貪腐更能容忍（因正的係數值下降）。如果離婚是婚姻狀態中經濟條件平均較差的，而經濟條件差會更以負面態度看待他人的成功，控制了經濟條件就會降低離婚的容忍貪腐效果。我們以是否失業為被解釋變數，表 4 左方的變數為解釋變數另外進行了 *probit* 模型分析，在給定條件下，離婚是唯一比單身者失業率顯著高的婚姻狀態。當經濟條件沒被控制下，離婚係數會反映失業的影響，這也可解釋表 7 控制職業類別的離婚係數高，而控制所得的離婚係數低。後者不但控制高低所得，更刪除無所得者，當然也就刪除了失業者，使失業不可能透過離婚係數來反映；前者雖控制職業，但如前所述，職業項所反映的係現在或曾經從事的職業，故失業者會被歸類在其失業前的職業類別中，因此失業現況的效果會被離婚所反映。已婚係數在不控制工作相關變數（表 4 左側）與控制職業結果（表 7 左側）近似，在控制目前就業狀況（表 4 右側）與控制所得（表 7 右側）下近似。所以控制經濟條件（如目前就業狀況與所得）似乎讓婚姻背後非經濟條件的效果可更明顯的展現，例如文獻顯示婚姻

是幸福感主要來源之一 (Musick and Bumpass 2012; Næss et al. 2015; Qari 2014; Soons et al. 2009; Zimmermann and Easterlin 2006)，生活的幸福美滿就如同順利成功，也會讓人更正面看待他人的成功。不過這是本文的推測，還需要更多的證據來支持。不過這樣的推測與失業、低教育程度及低所得較負面看待他人的成功一致，人生較不順遂者較會以負面態度看待他人成功。這也可說明喪偶在表 4 與表 7 左側的係數變動很小，因為喪失伴侶讓當事人比較沒有婚姻背後的明顯效果可呈現。至於表 7 控制所得之喪偶係數絕對值較小的原因與目前無所得者不在樣本內有關，這些無所得者必然無工作，一般也是年紀較長者，這些年長的喪偶者通常也是婚姻已走到晚期，這種情況的喪偶相較於婚姻早中期發生的喪偶對情緒與經濟條件的影響較小，如果將這些比較不會用負面態度看待他人成功的喪偶者摒除於樣本外，則喪偶的係數絕對值就會下降。

五、結論

本文利用 ISSP 2009 分析性別、工作、職業及所得與貪腐容忍間的關係，以及這三個變項如何形塑性別與貪腐容忍間的關係。我們發現女性顯著較男性不能容忍貪腐，這與許多文獻結論一致。本文進一步控制男女同樣是有工作或失業，同樣是高階主管或體力工，同樣是高所得或低所得，男性都較女性更認為成功是靠貪腐而來。在工作、職業及所得與貪腐容忍間的關係上，本文發現目前就業狀況差（失業）、職業地位低或所得低，都對應較高的貪腐容忍，認為成功與貪腐有正相關。換言之，生活上較不利者傾向以負面態度看待成功，這多少反映了酸葡萄心態。而這樣的心態又以男性較為嚴重，女性失業

雖讓女性更容忍貪腐，但男性若失業則會更容忍貪腐。男性在縱向職業間的差異（高階職務與低階體力工）會較女性同樣縱向職業間的變化有更劇烈的貪腐容忍改變。所得與女性如何看待成功與貪腐無關，但低所得較高所得男性更容忍貪腐。這與文獻所說影響男女憂鬱來源不同一致，女性的困擾常與人際關係有關，男性的困擾則較與成就及就業有關（Angst et al. 2002; Hankin et al. 2007; Stapley and Haviland 1989），平均來說，男性較女性更在意世俗的成就，當不如意時，若不是造成自己的憂鬱，就是用酸葡萄心理來排解。

工作環境是男女最主要的後天差異之一，在控制工作環境後，女性仍較男性不能容忍貪腐。這種女性較不容忍貪腐，及世俗的物質成就（工作、職業與所得）較不影響女性如何看待成功與貪腐間關係的政策涵義是，提高女性的工作地位，並不會改變女性較不能容忍貪腐的觀點。雖然我們很難去探究這種兩性的差異究竟是來自先天或後天，不過，以關心是否能降低貪腐的觀點來看，提高女性執法與從政比例是可期待有較清明的政治，因為即使兩性的這種差異是來自後天，例如來自兩性在被教養過程中的差異，這種歷經千百年的性別差異社會化過程，絕非短期能消除，所以無論是先天或後天因素，只要女性較男性更無法容忍貪腐，且非後天工作環境造成，提高女性執法與從政比例就會有其效果。

本研究是以各國虛擬變數控制各國社會環境與文化的整體差異，並未針對特定的跨國差異進行分析，後續研究者若欲探討這樣的議題，多層次模型會是較適合的方法，例如擬分析各國性別平等差異對容忍貪腐的性別差異影響，此時各國性別平等指數置於多層次模型的層次二，本文使用的個人特質則置於層次一。

**附表 1 各國「你是否認同要成功就必須貪腐」的
同意與反對比例**

	非常反對	反對	中立	同意	非常同意
阿根廷	26%	30%	12%	24%	9%
澳洲	29%	36%	19%	11%	4%
奧地利	24%	22%	16%	30%	7%
比利時	17%	30%	30%	18%	5%
保加利亞	12%	15%	22%	32%	19%
智利	31%	34%	15%	16%	4%
中國大陸	9%	38%	21%	27%	5%
臺灣	12%	42%	11%	29%	6%
克羅埃西亞	7%	17%	21%	38%	17%
賽普勒斯	16%	52%	15%	14%	4%
捷克	20%	25%	25%	23%	7%
丹麥	69%	13%	9%	7%	2%
愛沙尼亞	22%	26%	25%	19%	8%
芬蘭	32%	34%	20%	11%	3%
法國	15%	19%	26%	25%	15%
匈牙利	9%	19%	28%	29%	15%
以色列	11%	22%	29%	26%	12%
日本	45%	14%	21%	13%	7%
南韓	13%	15%	21%	40%	12%
拉脫維亞	11%	27%	23%	30%	9%
紐西蘭	49%	35%	12%	4%	1%
挪威	49%	32%	12%	6%	1%
菲律賓	67%	27%	3%	2%	1%
波蘭	9%	30%	23%	25%	13%

(續表)

	非常反對	反對	中立	同意	非常同意
葡萄牙	20%	22%	25%	28%	6%
俄羅斯	7%	14%	20%	41%	17%
斯洛伐克	11%	22%	27%	29%	11%
斯洛維尼亞	6%	24%	22%	36%	12%
南非	39%	25%	6%	18%	11%
西班牙	34%	31%	9%	21%	4%
瑞典	49%	25%	17%	7%	2%
瑞士	27%	35%	17%	18%	3%
烏克蘭	5%	11%	22%	37%	26%
英國	27%	34%	23%	12%	4%

資料來源：ISSP 2009，本研究自行整理。

參考文獻

- Alatas, Vivi, Lisa Cameron, Ananish Chaudhuri, Nisvan Erkal, and Lata Gangadharan, 2009, "Gender, Culture, and Corruption: Insights from an Experimental Analysis." *Southern Economic Journal* 75(3): 663-680.
- Alm, James, and Benno Torgler, 2006, "Culture Differences and Tax Morale in the United States and in Europe." *Journal of Economic Psychology* 27(2): 224-246.
- Angst, Jules, Alex Gamma, Markus Gastpar, Jean-Pierre Lépine, Julien Mendlewicz, and Andre Tylee, 2002, "Gender Differences in Depression." *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience* 252(5): 201-209.
- Armantier, Olivier, and Amadou Boly, 2008, "Can Corruption Be Studied in the Lab? Comparing a Field and a Lab Experiment." *CIRANO—Scientific Publications* No. 2008s-26.
- Baker Jr., Michael D., and Jon K. Maner, 2008, "Risk-Taking as a Situationally Sensitive Male Mating Strategy." *Evolution and Human Behavior* 29(6): 391-395.
- Bowman, Diana M., and George Gilligan, 2008, "Australian Women and Corruption: The Gender Dimension in Perceptions of Corruption." *JOAG* 3(1): 1-9.
- Branisa, Boris, and Maria Ziegler, 2011, "Reexamining the Link between Gender and Corruption: The Role of Social Institutions." Discussion Papers 24 in *Courant Research Centre: Poverty, Equity and Growth*. Goettingen: University of Goettingen.
- Branisa, Boris, Stephan Klasen, and Maria Ziegler, 2013, "Gender Inequality in Social Institutions and Gendered Development Outcomes." *World Development* 45: 252-268.
- Burnet, Jennie E., 2008, "Gender Balance and the Meanings of Women in Governance in Post-Genocide Rwanda." *African Affairs* 107(428): 361-386.
- Charness, Gary, and Uri Gneezy, 2012, "Strong Evidence for Gender Differences in Risk Taking." *Journal of Economic Behavior & Organization* 83: 50-58.
- Chaudhuri, Ananish, 2012, "Gender and Corruption: A Survey of the Experimental Evidence." Pp.13-49 in *New Advances in Experimental Research on Corruption*, edited by Danila Serra and Leonard Wantchekon. Bingley, UK: Emerald.
- Debski, Julia, and Michael Jetter, 2015, "Gender and Corruption: A Reassessment." in *IZA Discussion Paper No. 9447*. Bonn: Institute for the Study of Labour.
- Debski, Julia, Michael Jetter, Saskia Möhle, and David Stadelmann, 2016, "Gender and Corruption: The Neglected Role of Culture." in *CREMA Working Paper Series No. 2016-05*. Basel, SUI: Center for Research in Economics, Management and the Arts (CREMA).

- Debuscher, Petra, and An Ansoms, 2013, "Gender Equality Policies in Rwanda: Public Relations or Real Transformations?" *Development and Change* 44(5): 1111-1134.
- Dohmen, Thomas, Armin Falk, David Huffman, Uwe Sunde, Jürgen Schupp, and Gert G. Wagner, 2011, "Individual Risk Attitudes: Measurement, Determinants, and Behavioral Consequence." *Journal of the European Economic Association* 9(3): 522-550.
- Dollar, David., Raymond Fisman, and Roberta Gatti, 2001, "Are Women Really the 'Fairer' Sex? Corruption and Women in Government." *Journal of Economic Behavior & Organization* 46(4): 423-429.
- Dreber, Anna, and Magnus Johannesson, 2008, "Gender Differences in Deception." *Economics Letters* 99(1): 197-199.
- Esarey, Justin, and Gina Chirillo, 2013, "'Fairer Sex' or Purity Myth? Corruption, Gender, and Institutional Context." *Politics & Gender* 9(4): 361-389.
- Esarey, Justin, and Leslie Schwindt-Bayer, 2017, "Women's Representation, Accountability and Corruption in Democracies." *British Journal of Political Science* 48(3): 659-690.
- Fišar, Miloš, Matúš Kubák, Jiří Špalek, and James Tremewan, 2016, "Gender Differences in Beliefs and Actions in a Framed Corruption Experiment." *Journal of Behavioral and Experimental Economics* 63: 69-82.
- Frank, Björn, and Günther G Schulze, 2000, "Does Economics Make Citizens Corrupt?" *Journal of Economic Behavior & Organization* 43(1): 101-113.
- Goetz, Annemari M., 2007, "Political Cleaners: Women as the New Anti-Corruption Force?" *Development and Change* 38(1): 87-105.
- Hankin, Benjamin, Robin Mermelstein, and Linda Roesch, 2007, "Sex Differences in Adolescent Depression: Stress Exposure and Reactivity Models." *Child Development* 78(1): 279-295.
- Hofstede, Geert, 2001, *Culture's Consequences: Comparing Values, Behaviors, Institutions and Organizations across Nations*. Thousand Oaks, CA: Sage publications.
- Hunt, Swanee, 2007, "Let Women Rule." *Foreign Affairs* 86(3): 109-120.
- ISSP (International Social Survey Programme), 2009, "Social Inequality IV." in *GESIS-Leibniz Institute for the Social Sciences, Germany. Data file: ZA5400_v2-0-0*, <http://w.issp.org/about-issp/> (Date visited: July 8, 2013)
- Jones, Patrice M., 2000, "To Fight Corruption, Peru Turns to Female Cops, the Theory: They Won't Take Bribes." *In Chicago Tribune*, http://articles.chicagotribune.com/2000-04-23/news/0004230200_1_young-women-male-traffic-women-police-officers (Date visited: April 23, 2003).
- Kahn, Carrie, 2013, "Mexican State's Anti-Corruption Plan: Hire Female Traffic Cops." *In*

- NPR, <http://www.npr.org/2013/09/28/226903227/mexican-state-s-anti-corruption-plan-hire-women-traffic-cops> (Date visited: September 28, 2013).
- Kaufmann, Daniel, Aart Kraay, and Pablo Ziodo-Lobaton, 1999, "Aggregating Governance Indicators." in *Policy Research Working Paper No.2195*. Washington, D.C.: World Bank.
- Musick, Kelly, and Larry Bumpass, 2012, "Reexamining the Case for Marriage: Union Formation and Changes in Well-Being." *Journal of Marriage and Family* 74(1): 1-18.
- Næss, Siri, Morten Blekesaune, and Niklas Jakobsson, 2015, "Marital Transitions and Life Satisfaction: Evidence from Longitudinal Data from Norway." *Acta Sociologica* 58(1): 63-78.
- Ones, Deniz S., and Chockalingam Viswesvaran, 1998, "Gender, Age, and Race Differences on Overt Integrity Tests: Results across Four Large-Scale Job Applicant Datasets." *Journal of Applied Psychology* 83(1): 35.
- Pawlowski, Boguslaw, Rajinder Atwal, and Robin Dunbar, 2008, "Sex Differences in Everyday Risk-Taking Behavior in Humans." *Evolutionary Psychology* 6(1): 29-42.
- Qari, Salmal, 2014, "Marriage, Adaptation and Happiness: Are There Long-Lasting Gains to Marriage?" *Journal of Behavioral and Experimental Economics* 50: 29-39.
- Rivas, Fernanda M., 2013, "An Experiment on Corruption and Gender." *Bulletin of Economic Research* 65(1): 10-42.
- Schulze, Günther. G., and Björn Frank, 2003, "Deterrence Versus Intrinsic Motivation: Experimental Evidence on the Determinants of Corruptibility." *Economics of Governance* 4(2): 143-160.
- Schwindt-Bayer, Leslie, 2016, "Does the Presence of Women in Politics Reduce Corruption in Latin America?" Issue Brief (July 29).
- Soons, Judith. P., Aart C. Liefbroer, Matthijs Kalmijn, and David Johnson, 2009, "The Long-Term Consequences of Relationship Formation for Subjective Well-Being." *Journal of Marriage and Family* 71(5): 1254-1270.
- Stapley, Janice C., and Jeannette M. Haviland, 1989, "Beyond Depression: Gender Differences in Normal Adolescents' Emotional Experiences." *Sex Roles* 20(5-6): 295-308.
- Sung, Hung-En, 2003, "Fairer Sex or Fairer System? Gender and Corruption Revisited." *Social Forces* 82(2): 703-723.
- Swamy, Anand, Stephen Knack, Young Lee, and Omar Azfar, 2001, "Gender and Corruption." *Journal of Development Economics* 64(1): 25-55.
- Torgler, Benno, and Neven T. Valev, 2006, "Corruption and Age." *Journal of Bioeconomics* 8(2): 133-145.

- , 2010, “Gender and Public Attitudes toward Corruption and Tax Evasion.” *Contemporary Economic Policy* 28(4): 554–568.
- Vijayalakshmi, Vadivelu, 2008, “Rent-Seeking and Gender in Local Governance.” *The Journal of Development Studies* 44(9): 1262–1288.
- Waite, Linda, and Maggie Gallagher, 2000, *The Case for Marriage: Why Married People are Healthier, Happier, and Better-Off Financially*. Westminster, MD: Broadway Books.
- Watson, David, and Amy Moreland, 2014, “Perceptions of Corruption and the Dynamics of Women’s Representation” *Politics & Gender* 10(3): 392–412.
- Wilson, Chris M., and Andrew J. Oswald, 2005, “How Does Marriage Affect Physical and Psychological Health? A Survey of the Longitudinal Evidence.” *The Warwick Economics Research Paper Series No. 1619*. Coventry: University of Warwick, Department of Economics.
- Zimmermann, Anke C., and Richard A. Easterlin, 2006, “Happily Ever After? Cohabitation, Marriage, Divorce, and Happiness in Germany.” *Population and Development Review* 32(3): 511–528.